

原著論文

イノシシの個体群動態の推定 (本州部 2012 年)

岸本康誉^{1,2,*}・松本 崇^{1,2##}・坂田宏志^{1,2}

¹兵庫県森林動物研究センター / ²兵庫県立大学自然・環境科学研究所

An estimation of wild boar, *Sus scrofa*, population in Honshu District of Hyogo Prefecture, Japan in 2012

Yasutaka Kishimoto^{1,2,*}, Takashi Matsumoto^{1,2##}, Hiroshi Sakata^{1,2}

¹ Wildlife Management Research Center, Hyogo / ² Institute of Natural and Environmental Science, University of Hyogo

要 点

- ・ 2002 年から 2012 年までに入手されたデータから、兵庫県本州部のイノシシの自然増加率や個体数を、階層ベイズモデルを構築し、マルコフ連鎖モンテカルロ法によって推定した。
- ・ 推定にあたっては、銃猟時の目撃効率、狩猟捕獲数、有害捕獲数のデータを基に、それぞれのデータの誤差変動を組み込んだモデルを構築した。
- ・ 自然増加率は、2010 年の段階で、54.7%(90%信頼限界で-1.6~64.5%)と推定された。
- ・ イノシシは増加率が高いため、推定モデルの中で設定する自然増加の前後で大きく推定値が異なるため、それぞれの個体数を推定した。
- ・ 推定個体数は、2011 年の自然増加前の段階で、17,115 頭 (90%信頼限界では 9737~43683 頭程度)、その自然増加後の最大個体数で 31,625 頭 (90%信頼限界では 24207~58153 頭程度) と推定された。

・ Abstract

- ・ We estimate the population dynamics of Japanese wild boar, *Sus scrofa*, in Honshu District of Hyogo Prefecture, Japan from the numbers of harvested by hunting and nuisance control, and sighting per unit effort by hunters. We construct a hierarchical Bayesian model including observation error distributions and estimate the population size by Markov chain Monte Carlo methods. Median of natural increase rate in 2010 is estimated to be 54.7 % (90% C.L. -1.6-64.5%). Estimated numbers of wild boar vary before and after natural increase because of the high increase rate of wild boar. We, therefore, estimate the population numbers before and after natural increase. Median of estimated number of wild boar population in 2011 is 17115 (90% C.L. 9737-43683) before the natural increase, and 31625 (90% C.L. 24207-58153) after the natural increase.

- ・ **key words** : 個体数管理 自然増加率 ベイズ推定 マルコフ連鎖モンテカルロ法 個体数推定

1. はじめに

この論文では、兵庫県本州部におけるイノシシ (*Sus scrofa*) の保全と管理に資するため、自然増加率や生息個体数の推定を行う。

推定には、兵庫県で体系的に収集している 2002 年から 2011 年までのデータを用いる。具体的には、兵庫県森林動物研究センターが収集している狩猟登録者の報告に基づく銃猟時の平均目撃数（目撃効率）、狩猟による捕獲数、有害捕獲許可による捕獲数である。捕獲数は、堅果類の豊凶に左右される可能性が高い（上田ほか 2013）ため、2005 年以降に本州部全域で網羅的に調べられている堅果類の豊凶調査データ（藤木ほか 2011）を用いて、その影響を考慮して推定する。

自然増加率や個体数の推定は、上記のデータと時系列的な関係を記述する階層ベイズモデルを構築し、変数の推定にはマルコフ連鎖モンテカルロ法を用いる。これらの作業の中では、自然増加率、個体数の他に、捕獲率や目撃効率と個体数の関係を表す係数に加え、観測データに含まれる誤差変動の大きさなどを構築したモデルの中で推定する。階層ベイズモデルを適用した本種の個体数推定については、坂田ほか（2012）により報告されている。本稿では、坂田ほか（2012）のモデルを基本として、以下の内容について、改良を加えた。

改良点は、①捕獲率、および目撃効率と個体数の係数に年次変動を加えたこと、②捕獲率の年変動について、豊凶データを用いて補正したこと、③内的自然増加率に年次変動を加えたことである。

狩猟や有害捕獲における捕獲率は、市町村や都道府県が設定する捕獲数や個体群管理事業の内容によって大きく左右される。これらの変動は、目標捕獲数の変更や捕獲技術の向上に伴い、年を追うにつれて、徐々に変動する可能性が高い。同様に、狩猟時の目撃効率についても、管理事業の内容の変更や調査への協力状況に応じて、経年的に変化する可能性がある。これらの問題を解決するため、年によって個々に変動する誤差ではなく、年を経るにつれて徐々に変動する誤差を組み込み、管理計画の進捗状況などの社会的要因の変化による推定への影響を考慮した。

また、捕獲率の変動は、社会的な要因だけではなく、食物資源量の変動に代表される自然環境の変化によっても左右される。ブナ科の堅果類は、その豊凶がツキノワグマ（藤木ほか 2011）をはじめ、野生動物の出没や捕獲状況を左右する代表的な食物資源である。本種についても、秋季には主要な食物資源として堅果類を利用している（小寺・神崎 2001）ことから、豊凶の程度によって捕獲率が変動する可能性は十分にある。そのため、狩猟と有害捕獲時の捕獲率について、ブナ科堅果類の豊凶調査データを使用して、豊凶の影響を補正するモデルを構築した。

さらに、本種は、増加率が年によって大きく変動することが報告されていることから、その年次変動についても推定するように、モデルを修正した。

*連絡先: y-kishimoto@wmo.co.jp

#現所属: (株)野生鳥獣対策連携センター, ## 現所属: (株)野生動物保護管理事務所

2. 方法

対象とする期間と地域

対象期間は、2002年から2011年までとした。対象地域は兵庫県本州部とする。

用いたデータ

推定には以下のデータを使用した。

有害捕獲数（年度） $i_yugai[i]$: i 年度の有害許可による捕獲数。個体数を反映する指標として用いる。

目撃効率 $spue[i]$: i 年度の狩猟期間中に、狩猟者登録者から得られた銃猟時の目撃効率。個体数を反映する指標として用いる。

狩猟捕獲数 $r_ca[i]$: i 年度の狩猟による捕獲数。個体数を反映する指標として用いる。狩猟捕獲数は年度単位で集計される。狩猟期間は11月15日から3月15日までのため、本論文では、 i 年度に狩猟で捕獲されたイノシシは、全て $i+1$ 年に捕獲されたとみなして、年度単位のデータを年単位のデータに変換し推定に用いた。

有害捕獲数（年） $y_ca[i]$: i 年度の1月から $i+1$ 年度の12月までの有害許可による捕獲数。

森林面積 f_area : 兵庫県本州部の森林面積。生息密度の期待値を計算する際に用いる。

ブナ科堅果類の豊凶指数 $nut[i]$: i 年の豊凶指数。人と自然の博物館及び森林動物研究センターの調査結果から集計したツキノワグマの出没地域での豊凶指数（藤木ほか 2011）。

実際の推定には、自然対数をとって平均 0、分散 1 に標準化して用いる。

以上の方法で収集したデータセットを表 1 に示す。

表 1 入力データセット

Year	i_yugai	$Spue$	r_ca	y_ca	f_area	nut
2002	1302	0.24864	4061	1888	5362.74	
2003	1704	0.21500	4522	2337	5362.74	
2004	2394	0.26489	6456	2015	5362.74	
2005	2006	0.26191	4877	2278	5362.74	0.6169
2006	2186	0.17616	4460	2170	5362.74	-1.0872
2007	2265	0.18600	3583	3754	5362.74	0.9433
2008	3828	0.21057	6543	3159	5362.74	-0.1643
2009	2973	0.17003	4204	6139	5362.74	1.1408
2010	6389	0.19823	10580	3890	5362.74	-1.4892
2011	3708	0.15310	5311		5362.74	0.0397

推定する変数、および係数

以下の考え方に基づいて、 $lire_{2002-2010}$ 、 lr_spue 、 pre_{2002} 、 pyp_{2002} 、 $\ln N_{ins}$ 、 lk 、 pr_r 、 pyp_r 、 $nutx_{2002-2004}$ 、 v_spue 、 v_ryo 、 v_yugai 、 v_r 、 v_y 、 v_s の 25 の変数について推定し、目的である自然増加率や個体数を推定する。変推定数の初期値と事前分布は表 2 のとお

りで、変各推定数、および係数の定義と推定変数の事前分布設定の際の考え方は、以下のとおりである。

1. 内的自然増加率の対数值 $\text{lire}[i]$: 出生と自然死亡の結果としての雌雄合わせた全個体数に対する増減の比率とする。 lire については、環境省の特定哺乳類生息動向調査の個体数推定（環境省生物多様性センター 2011）に採用された事前分布を用いる。また、 $\exp(\text{lire})$ を内的自然増加率 ire とする。
2. 環境収容力の対数值 lk : 年による変動はなく、推定期間中、一定であると仮定する。 lk の事前分布は正規分布を仮定し、事前の情報はないため、その分散を大きめに設定した。
3. 生息密度と目撃効率の比率を示す係数(目撃係数)の自然対数值 $\text{lr_spue}[i]$: $\text{lr_spue}[i]$ は時間的な変化に伴い、前年の値からランダムに変動(ランダムウォーク)すると考え、 $\text{lr_spue}[i+1] = \text{lr_spue}[i] + \text{ran_s}[i]$ とする。 lr_spue 2002 の事前の情報には十分でないため、事前分布の分散は大きめに設定する。 ran_s は、平均 0 で分散 v_s の正規分布に従う、階層的な事前分布を設定した。この分散 v_s の事前分布は形状母数、尺度母数ともに 0.01 の逆ガンマ分布を用いた。また、 $\exp(\text{lr_spue}[i])$ を $\text{rs}[i]$ とした。
4. 狩猟による捕獲率 $\text{pr}[i]$: 生息個体数に対する狩猟による捕獲数の比率を表す。この係数は、0 から 1 の間で変動すると考え、 $\text{pr}[i] = 1 / (1 + \exp(-(\text{pre}[i] + \text{pr}r \times \text{nut}[i])))$ とし、媒介変数の $\text{pre}2002$ と $\text{pr}r$ を推定する。また、 $\text{pre}[i]$ は時間的な変化に伴い、前年の値からランダムに変動(ランダムウォーク)すると考え、 $\text{pre}[i+1] = \text{pre}[i] + \text{ran_ryo}[i]$ とする。 $\text{pre}2002$ 、 $\text{pr}r$ ともに事前の情報には十分でないため、事前分布の分散は大きめに設定する。この ran_ryo は、平均 0 で分散 v_r の正規分布に従う、階層的な事前分布を設定した。この分散 v_r の事前分布は形状母数、尺度母数ともに 0.01 の逆ガンマ分布を用いた。
5. 有害による捕獲率 $\text{py}[i]$: 生息個体数に対する有害による捕獲数の比率を表す。この係数は、0 から $1 - \text{pr}[i]$ の間で変動すると考え、 $\text{py}[i] = (1 - \text{pr}[i]) / (1 + \exp(-(\text{pyp}[i] + \text{py}r \times \text{nut}[i])))$ とし、媒介変数の $\text{pyp}2002$ と $\text{py}r$ を推定する。また、 $\text{pyp}[i]$ は時間的な変化に伴い、前年の値からランダムに変動(ランダムウォーク)すると考え、 $\text{pyp}[i+1] = \text{pyp}[i] + \text{ran_yugai}[i]$ とする。 $\text{pyp}2002$ 、 $\text{py}r$ ともに事前の情報には十分でないため、事前分布の分散は大きめに設定する。この ran_yugai は、平均 0 で分散 v_y の正規分布に従う、階層的な事前分布を設定した。この分散 v_y の事前分布は形状母数、尺度母数ともに 0.01 の逆ガンマ分布を用いた。
6. 3、4 の $\text{nut}[i]$ について、2005 年から 2011 年は、実測値の対数を平均 0、分散 1 に標準化した値 ($\text{nut}[i]$) を用いる。調査を行っていない年の豊凶指数 $\text{nut}[i]$ については、推定値である $\text{nutx}[i]$ を代入する。この $\text{nutx}[i]$ の事前分布は平均 0、分散 1 の正規分布に従うとした。
7. 2010 年の生息個体数の自然対数值 $\ln N_{\text{ins}}$: 事前分布は正規分布として、平均値には兵庫県が前年に行った個体数の推定値(坂田ほか 2012)を用いた。ただし、2010 年度の個体数の信頼区間に関する事前の情報には少ないため、分散は大きめに設定した。2002 年から 2010 年までのデータは前回の推定と今回の推定で 2 回用いることになる。しかし、前回と推定値と著しく異なる値を公表することは関係者間での合意形成に妨げとなる可

能性が在る。そこで推定値が前回と著しく乖離しないようにする方法として、前回の推定値の平均値のみを事前分布の平均として用いた。尚、この際、完全にデータの二度使いとなることを防ぐため、事前分布の分散は広く設定した。

8. 目撃効率、狩猟捕獲数、有害捕獲数の期待値からの誤差分散 v_spue v_ryo v_yugai : それぞれ、観測モデルで示す確率分布の誤差分散として観測データから推定する。これらの誤差分散の事前分布は、それぞれ、形状母数、尺度母数ともに 0.01 の逆ガンマ分布を用いた。
9. 変各推定数の初期値は、事前分布の期待値とした。捕獲率の尤度関数の変動部分 v_spue 、 v_ryo 、 v_yugai については、それぞれ初期値を 0.01 とした。

個体群動態の過程モデル

個体群動態の過程モデルは、Beverton-Holt モデルを採用した。全生息個体数は 2010 年を起點とし、

翌年の 2011 年までの変化を

$$\beta[2010]=(\text{ire}[2010]-1)/(k \times f_area[2010])$$

$$N[2011]=(\text{ire}[2010] \times N[2010]/(1 + \beta[2010] \times N[2010])) - \text{caa}[2010]$$

2002 年までの変化を

$$\beta[i-1]=(\text{ire}[i-1]-1)/(k \times f_area[i])$$

$$N[i-1]=(\text{caa}[i-1] + N[i]) / (\text{ire}[i-1] - \beta[i-1] \times (\text{caa}[i-1] + N[i]))$$

のように変化するものと仮定する

ここで、 $N[i]$ は、 i 年の生息個体数を示す。また、 $\text{caa}[i]$ は、 i 年の捕獲数であり、狩猟捕獲数 $r_ca[i]$ と有害捕獲数 $y_ca[i]$ の合計値である。

2010 年の個体数は $N[2010]=\text{round}(\exp(\ln N_{\text{ins}}))$ とした。なお、生息個体数は、年末時点での個体数を想定している。また、自然増加を踏まえて推定できる最大個体数 $N_{\text{max}}[i]$ を、

$$N[i+1]=(\text{ire}[i] \times N[i]/(1 + \beta[i] \times N[i]))$$

として計算した。

表 2 推定した係数とその初期値および事前分布

ブロック	推定変数	初期値	事後分布
1	lire2002-2010	0.0865	normal((log(1.4)-0.5*0.5),var=0.5)
1	pre2002	0.3000	normal(0.3,var=3)
1	pyp2002	0.2000	normal(0.2,var=3)
1	lr_spue2002	-2.3026	normal((log(0.1)),var=5)
1	lnNins	10.0496	normal(10.0496,var=0.5)
1	lk	4.1052	normal(log (100)-0.5*1,var=1)
2	v_spue	0.0100	igamma(0.01,scale=0.01)
2	v_ryo	0.0100	igamma(0.01,scale=0.01)
2	v_yugai	0.0100	igamma(0.01,scale=0.01)

ブロック	推定変数	初期値	事後分布
3	ran_ryo2002-2010	0	normal(0,var=v_r)
3	ran_yugai2002-2010	0	normal(0,var=v_y)
3	ran_s2002-2010	0	normal(0,var=v_s)
4	v_r	0.00990	igamma(0.01,scale=0.01)
5	v_y	0.00990	igamma(0.01,scale=0.01)
6	v_s	0.00990	igamma(0.01,scale=0.01)
7	pr	0	normal(0,var=5)
7	py	0	normal(0,var=5)
7	nutx2002	0	normal(0,var=1)
7	nutx2003	0	normal(0,var=1)
7	nutx2004	0	normal(0,var=1)

正規分布は（期待値，分散）を、逆ガンマ分布は（形状，尺度）をそれぞれ示す。

観測モデル

推定する個体数と観測されるデータとの関係を示す観測モデルは以下のとおりとする。

1. 目撃効率に関する観測モデル

$$\log(\text{SPUE}[i]) = \log(\text{rs}[i] \times N[i] / f_area) - 0.5 \times v_spue + e_spue[i]$$

2. 狩猟捕獲数に関する観測モデル

$$\log(r_ca [i]) = \log(\text{pr}[i] \times N[i]) - 0.5 \times v_ryo + e_ryo[i]$$

3. 有害捕獲数に関する観測モデル

$$\log(i_yugai [i]) = \log(\text{py}[i] \times N[i]) - 0.5 \times v_yugai + e_yugai [i]$$

$e_spue[i]$ 、 $e_ryo[i]$ 、 $e_yugai [i]$ は、誤差変動を示し、それぞれ期待値 0、分散が v_spue 、 v_ryo 、 v_yugai の正規分布に従うものとする。

マルコフ連鎖モンテカルロ法

これまで述べたデータとモデルおよび事前分布の設定にもとづいて、マルコフ連鎖モンテカルロ法 (Gilks *et al.* 1996) による推定を行った。この推定は SAS/STAT9.3 の MCMC Procedure を用いた (SAS Institute Inc. 2011)。

サンプリング

変推定数を表 2 のとおり 7 つのブロックに分けて、メトロポリス法と conjugate サンプリングによる独立サンプラーを用いて事後分布をサンプリングした。サンプリング回数については、最初の 10 万回はサンプリングせず、次の 1000 万回のうち 1,000 回に 1 回サンプリングし、計 1 万回のサンプリングを行った。

提案分布は、正規分布とし、実際のサンプリング回数に合わせて 5 万回のサンプリングによる事後分布にもとづいて、Roberts *et al.* (1997) の示した最適な採択率 23.4% を目標に $\pm 7.5\%$ の範囲の採択率になるように、スケールと共分散行列のチューニングを行った。

収束判定

収束判定は、有効サンプルサイズ (Kass *et al.* 1998) と Geweke 検定 (Geweke 1992) の

2つの基準で確認した。有効サンプルサイズによる判定では、これが500以上であることを基準とした。Geweke法では、サンプリングされたデータのうち、最初の1,000回と最後の5,000回の期待値の差を検定し、棄却水準が0.05にならないことを基準とした。

3. 結果

収束状況

いずれの変推定数についてもサンプリングの際の自己相関はほとんどなく、有効サンプル数は600を超え、良好なサンプリングができたと判断された。Geweke検定の結果も基準に達しなかった変数はなかった。

推定値

推定した変数の事後分布は表3の通りであった。また、事前分布と事後分布の形状を図1、2に示した。

表3の結果に基づいて計算した自然増加率(ir)、内的自然増加率(ire)、目撃効率の係数(rs)、狩猟捕獲率(pr)、有害捕獲率(py)は表4のとおりであった。また、得られたデータの観測値と期待値との関係を図3に示した。

環境収容力以外で事後分布の幅は事前分布の幅より狭まった。環境収容力を表す変数は、絞られる幅が少なく、事前分布の設定が推定に影響を与えていた。

狩猟と有害による捕獲率への堅果類の豊凶の影響を説明する変数(prr、pyr)は、いずれも95%信頼区間でマイナスとなり、豊凶指数の増加による捕獲率の低下を説明していた(表3)。

自然増加率は、中央値で16.0%から96.0%となり、年による変動が大きかった。また、2010年では、中央値で31.1%(90%信頼限界で-3.2~64.5%)となり、推定幅は広がった。また、捕獲率も中央値で、狩猟捕獲率が26.0%から43.1%、有害捕獲率が10.7%から25.8%と年による変動が大きかった。2011年では、狩猟捕獲率が中央値で31.6%(90%信頼区間で12.4~56.0%)、有害捕獲率が中央値で21.7%(8.4~39.6%)となり、推定幅は広がった。

さらに、これらの結果に基づいて計算した個体数と最大個体数、増加個体数を表5、それらの動向を図4、図5、図6に示す。個体数は、年による変動はあるものの、2002年から2010年にかけては増加傾向にあり、2011年に減少する傾向を示した。2011年末の段階での個体数は、中央値で17155.0頭(90%信頼限界では9736.7~43683.4頭程度)と推定され、増加個体数についても、年次変動はあるものの、傾向としては、2010までは増加傾向にあると推定された。また、最大個体数は、中央値で31625.0頭(90%信頼限界では24206.7~58153.4頭程度)と推定された。

表3 事後分布の統計量

変数	平均	標準偏差	5%点	中央値	95%
lire2002	0.4278	0.2682	-0.0162	0.4361	0.8376
lire2003	0.6967	0.2334	0.3098	0.7066	1.0489
lire2004	0.4198	0.2222	0.0319	0.4324	0.7519
lire2005	0.1548	0.2882	-0.3252	0.1641	0.6088
lire2006	0.6714	0.1961	0.3460	0.6757	0.9795
lire2007	0.7194	0.2145	0.3844	0.7116	1.0737
lire2008	0.4046	0.2074	0.0499	0.4140	0.7182
lire2009	0.8119	0.2876	0.3568	0.8022	1.3011
lire2010	0.3049	0.2005	-0.0458	0.3240	0.6001
pre2002	-0.5651	0.7846	-1.8932	-0.5470	0.7188
pyp2002	-1.2316	1.2248	-2.9377	-1.3798	1.0131
prr	-0.3001	0.1440	-0.5269	-0.3041	-0.0580
pyr	-0.4467	0.3901	-1.0792	-0.3861	-0.0662
lr_spue2002	-2.3765	0.5553	-3.3843	-2.3158	-1.5868
lnNins	10.1677	0.3978	9.6760	10.0888	10.9300
v_spue	0.0249	0.0283	0.00430	0.0159	0.0752
v_ryo	0.0205	0.0241	0.00385	0.0134	0.0597
v_yugai	0.0251	0.0397	0.00402	0.0147	0.0754
lk	3.9350	0.9576	2.5251	3.8587	5.5908

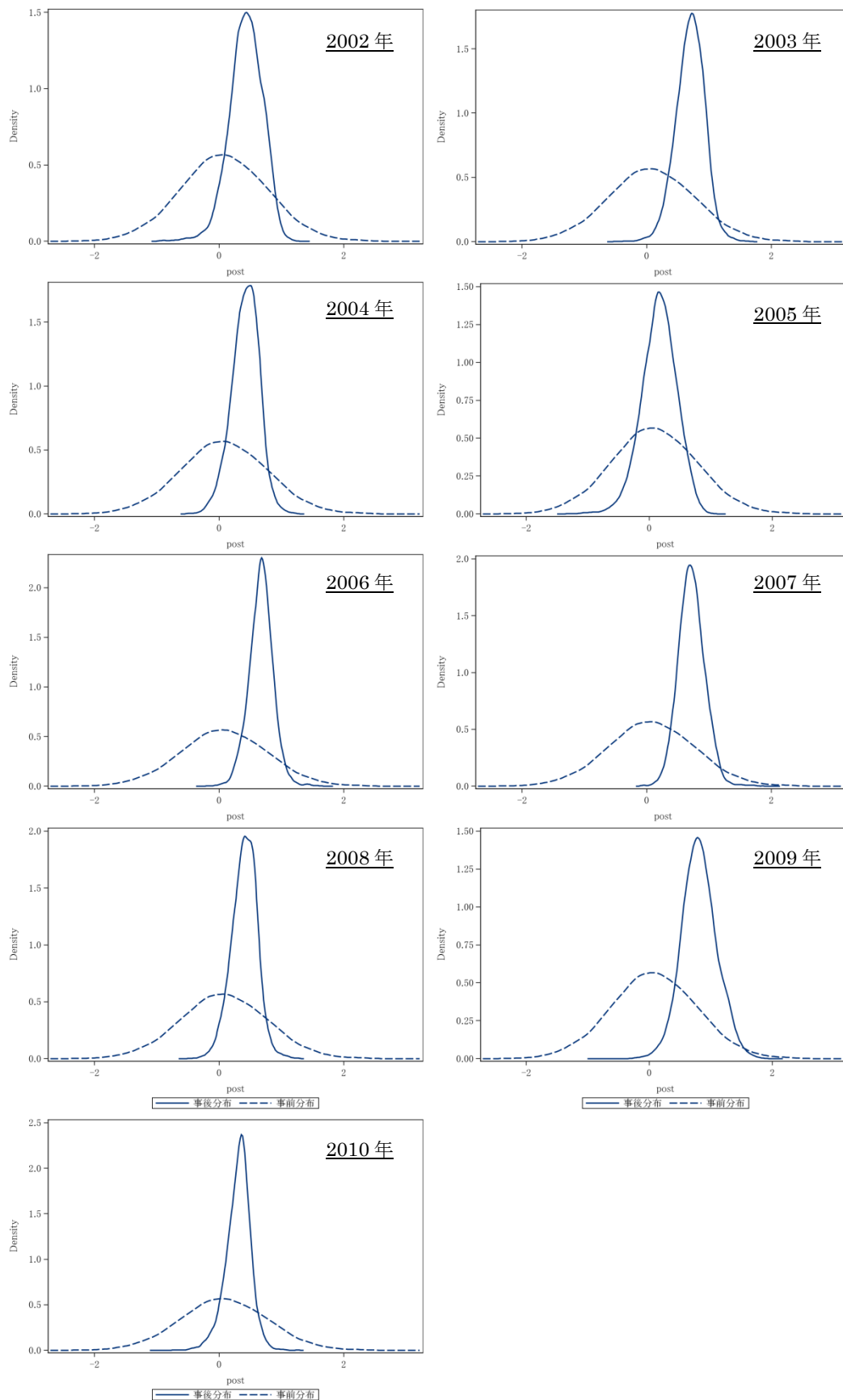


図1 内的自然増加率(log)の事前分布と事後分布との関係
 実線は事後分布を破線は事前分布をそれぞれ示す。

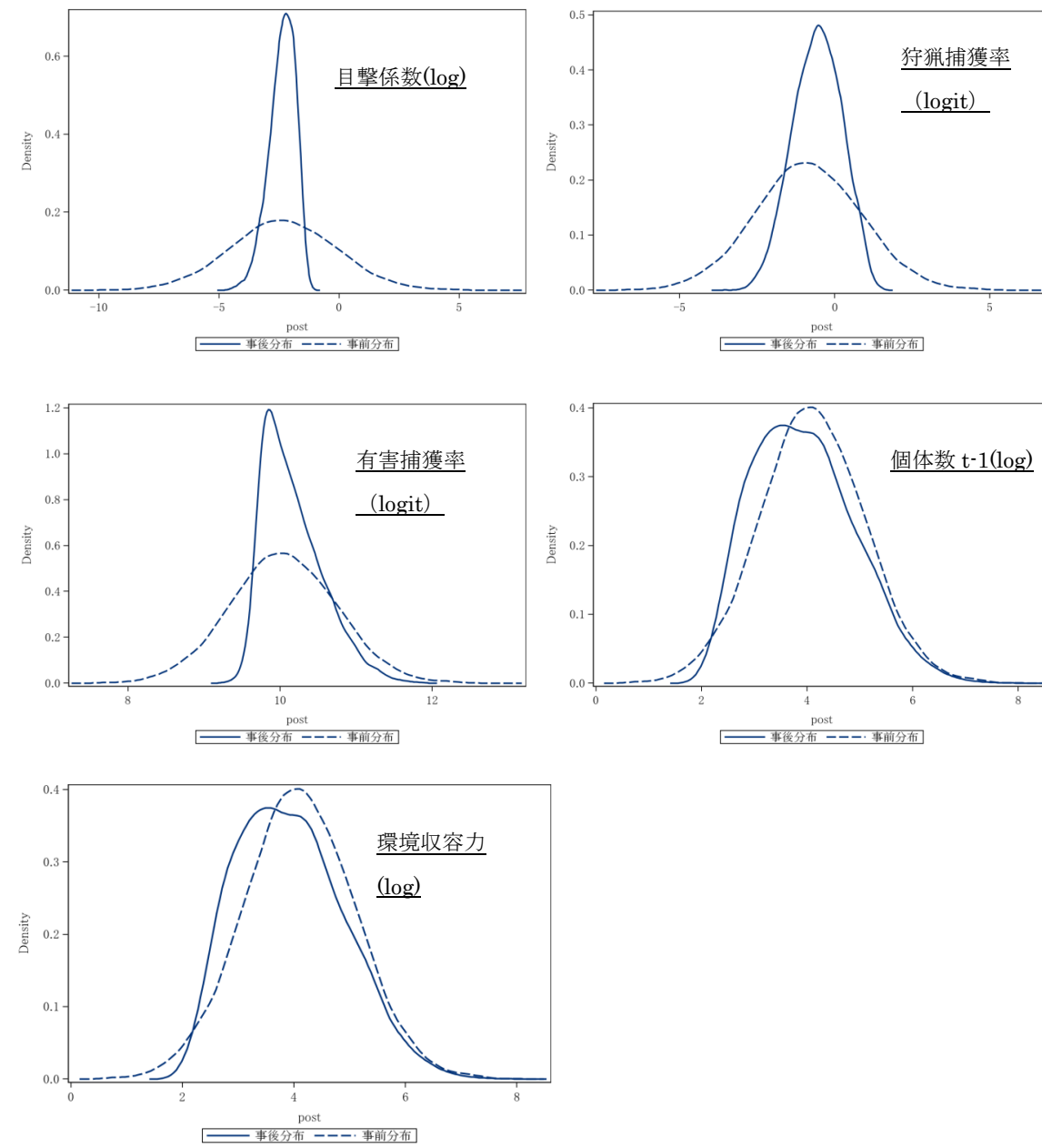


図2 パラメータの事前分布と事後分布との関係

左上図 生息密度と目撃効率の比率を示す係数の自然対数値

右上図 狩猟による捕獲率(ロジット変換値)

左中図 有害による捕獲率(ロジット変換値)

右中図 1年前(2009)年の生息数個体数の自然対数値

左下図 環境収容力の自然対数値

実線は事後分布を破線は事前分布をそれぞれ示す。

表4 推定された自然増加率(ir[i])と、内的自然増加率(ire[i])、環境収容力(k)、
目撃効率の係数(rs[i])、狩猟捕獲率(pr[i])、有害捕獲率(py[i])

変数	平均	標準偏差	5%点	中央値	95%点
ir2002	1.5285	0.3746	0.9893	1.4818	2.2107
ir2003	1.8935	0.4116	1.2545	1.8699	2.5987
ir2004	1.4708	0.2886	1.0250	1.4530	1.9593
ir2005	1.2064	0.3057	0.7891	1.1602	1.7884
ir2006	1.8439	0.3136	1.3327	1.8442	2.3757
ir2007	1.9009	0.3981	1.3425	1.8499	2.6580
ir2008	1.4359	0.2560	1.0346	1.4247	1.8606
ir2009	2.0480	0.5684	1.2823	1.9596	3.1733
ir2010	1.3080	0.2081	0.9678	1.3112	1.6454
ire2002	1.5877	0.4095	0.9839	1.5467	2.3108
ire2003	2.0615	0.4795	1.3631	2.0272	2.8544
ire2004	1.5591	0.3426	1.0324	1.5410	2.1210
ire2005	1.2151	0.3405	0.7224	1.1783	1.8382
ire2006	1.9952	0.4038	1.4134	1.9653	2.6632
ire2007	2.1023	0.4824	1.4687	2.0372	2.9261
ire2008	1.5310	0.3188	1.0512	1.5129	2.0507
ire2009	2.3481	0.7014	1.4287	2.2305	3.6735
ire2010	1.3832	0.2711	0.9553	1.3826	1.8224
k	85.9938	120.5	13.4920	48.4031	269.0
rs_2002	0.107	0.0531	0.0339	0.0987	0.205
rs_2003	0.0961	0.0451	0.0319	0.0912	0.177
rs_2004	0.0901	0.0411	0.0313	0.0859	0.163
rs_2005	0.0897	0.0415	0.0311	0.0852	0.163
rs_2006	0.0827	0.0359	0.0297	0.0797	0.145
rs_2007	0.0731	0.0337	0.0258	0.0691	0.134
rs_2008	0.0626	0.0277	0.0232	0.0597	0.112
rs_2009	0.0557	0.0250	0.0205	0.0528	0.102
rs_2010	0.0488	0.0198	0.0195	0.0474	0.0827
rs_2011	0.0503	0.0215	0.0188	0.0483	0.0876
pr_2002	0.347	0.173	0.106	0.320	0.684
pr_2003	0.375	0.171	0.124	0.356	0.679
pr_2004	0.388	0.168	0.136	0.374	0.681
pr_2005	0.323	0.152	0.109	0.303	0.614
pr_2006	0.414	0.159	0.158	0.415	0.662
pr_2007	0.280	0.137	0.0949	0.260	0.554
pr_2008	0.345	0.141	0.129	0.337	0.588
pr_2009	0.264	0.129	0.0921	0.242	0.529
pr_2010	0.424	0.145	0.179	0.431	0.639
pr_2011	0.325	0.133	0.124	0.316	0.560
py_2002	0.117	.0605	0.0362	0.107	0.230
py_2003	0.141	0.0673	0.0453	0.133	0.261
py_2004	0.152	0.0686	0.0527	0.144	0.273
py_2005	0.141	0.0694	0.0471	0.131	0.274
py_2006	0.199	0.0796	0.0746	0.196	0.327
py_2007	0.165	0.0813	0.0564	0.152	0.326
py_2008	0.210	0.0897	0.0767	0.201	0.366
py_2009	0.180	0.0882	0.0621	0.165	0.356
py_2010	0.252	0.0845	0.110	0.258	0.379
py_2011	0.227	0.0963	0.0843	0.217	0.396

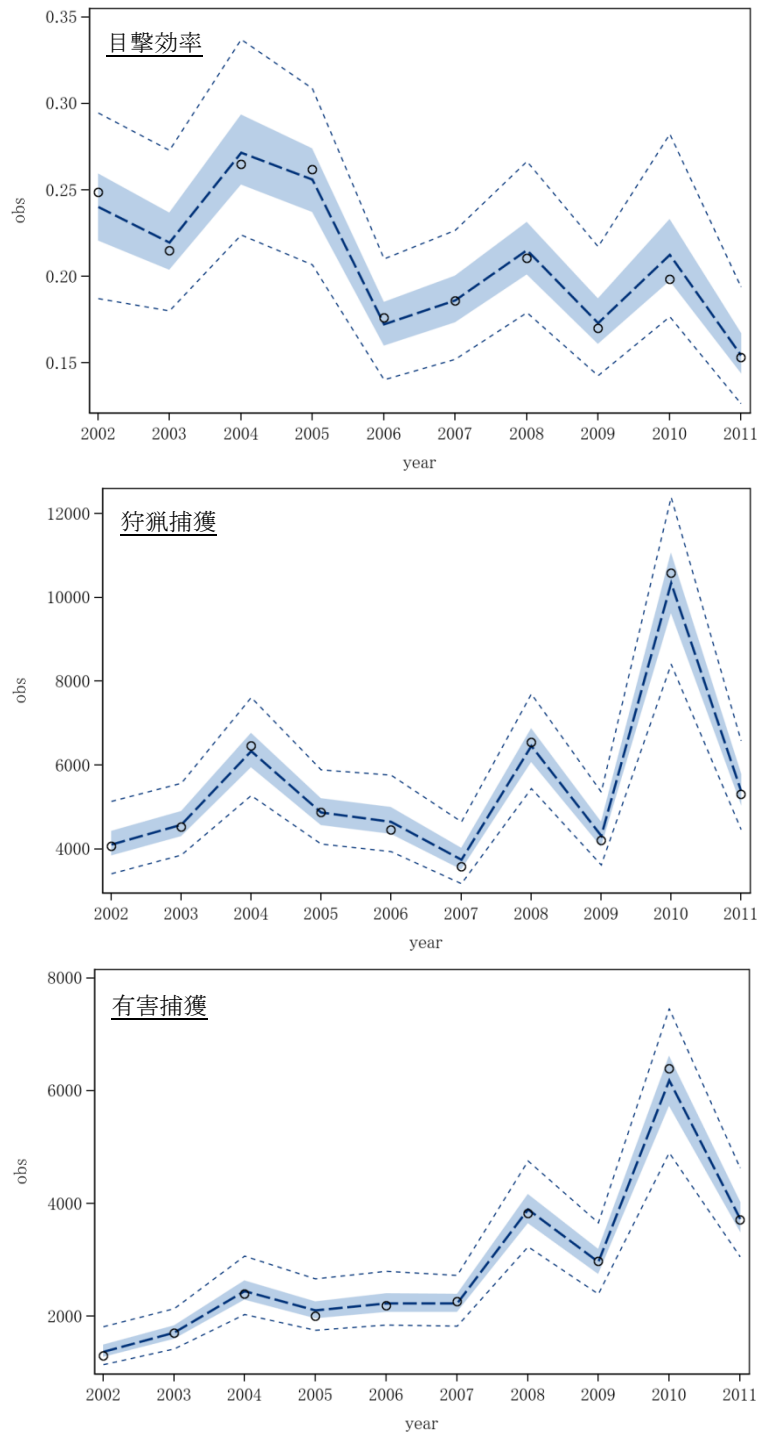


図3 観測値と期待値との関係

上図 目撃効率の観測値と期待値

中図 狩猟捕獲の観測値と期待値

下図 有害捕獲の観測値と期待値

中央値と 50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

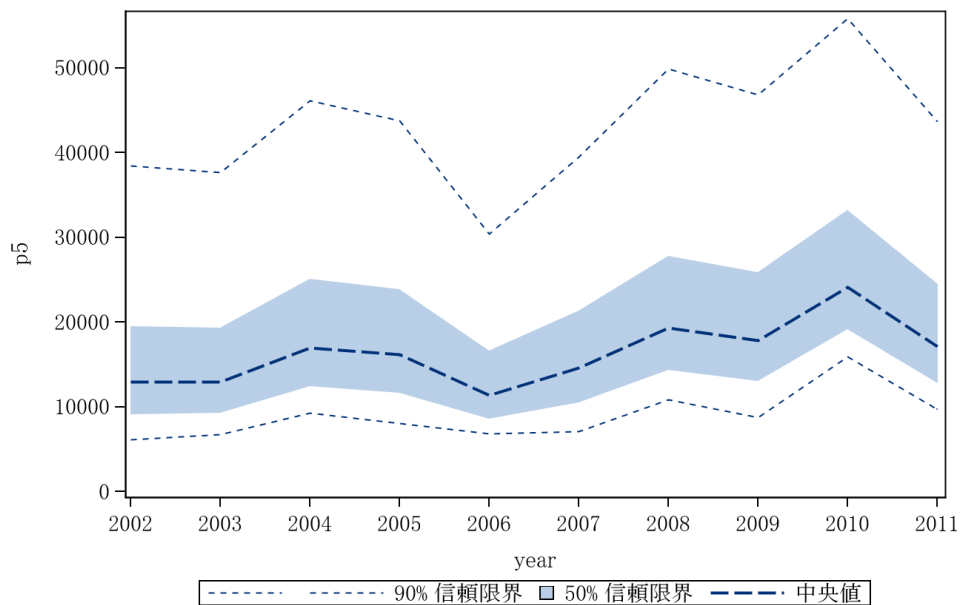


図4 兵庫県のイノシシの推定生息個体数の動向

中央値と 50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

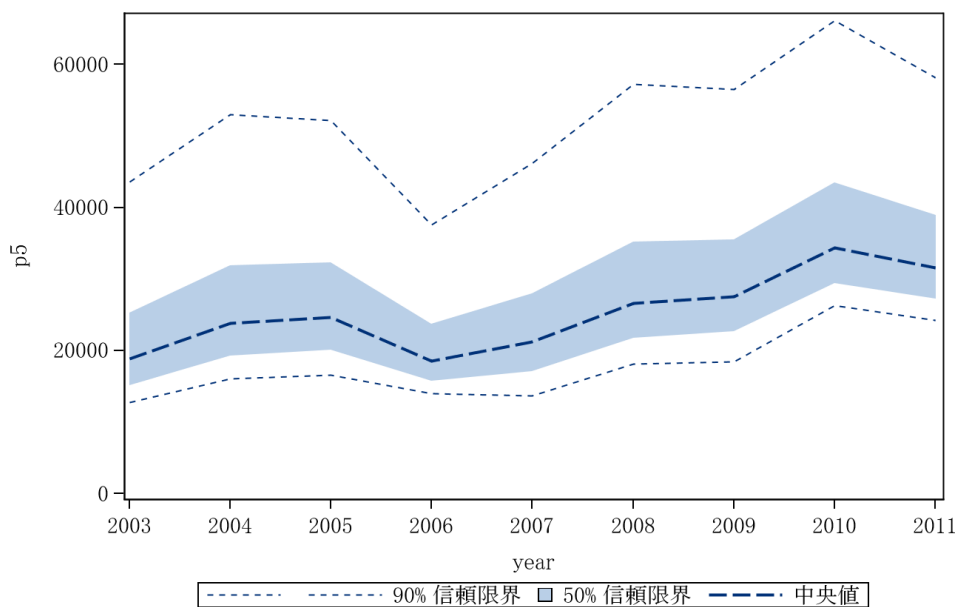


図5 兵庫県のイノシシの推定最大生息個体数の動向

中央値と 50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

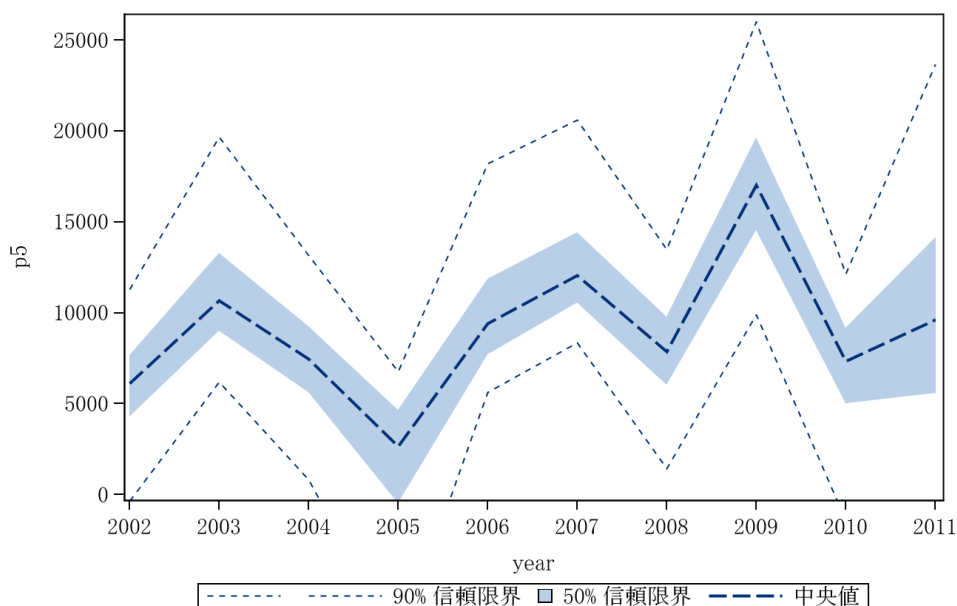


図6 兵庫県のイノシシの推定増加個体数の動向
中央値と50%信頼限界、90%信頼限界を示す。

表5 推定された生息個体数 $N[i]$ 、最大生息個体数 $Nmax[i]$ 、増加個体数 $inc[i]$

変数	平均	標準偏差	5%点	中央値	95%点
N2002	16441.8	12046.7	6168.5	12937.7	38418.0
N2003	16345.4	11323.6	6751.5	12943.8	37608.8
N2004	21014.7	13106.2	9246.1	16972.2	46114.5
N2005	19883.4	12655.9	8065.2	16149.2	43733.7
N2006	14094.5	8460.0	6858.6	11373.1	30388.6
N2007	17761.3	11054.0	7083.5	14558.4	39496.0
N2008	23395.4	13590.6	10824.0	19273.6	49885.9
N2009	21477.9	13031.7	8748.6	17798.5	46855.8
N2010	28465.5	13983.1	15931.5	24072.0	55827.0
N2011	20642.4	11852.5	9736.7	17155.0	43683.4
Nmax2003	22294.4	11323.6	12700.5	18892.8	43557.8
Nmax2004	27873.7	13106.2	16105.1	23831.2	52973.5
Nmax2005	28354.4	12655.9	16536.2	24620.2	52204.7
Nmax2006	21249.5	8460.0	14013.6	18528.1	37543.6
Nmax2007	24391.3	11054.0	13713.5	21188.4	46126.0
Nmax2008	30732.4	13590.6	18161.0	26610.6	57222.9
Nmax2009	31179.9	13031.7	18450.6	27500.5	56557.8
Nmax2010	38808.5	13983.1	26274.5	34415.0	66170.0
Nmax2011	35112.4	11852.5	24206.7	31625.0	58153.4
inc2002	5852.6	3826.4	-350.7	6111.1	11292.3
inc2003	11528.3	4578.4	6198.1	10676.6	19659.8
inc2004	7339.8	3921.3	838.4	7468.5	13165.4
inc2005	1366.0	5190.8	-8303.4	2651.2	6755.1
inc2006	10296.9	4183.5	5637.6	9392.5	18184.2
inc2007	12971.1	4214.5	8333.7	12074.3	20589.6
inc2008	7784.5	3854.8	1418.1	7864.1	13481.8
inc2009	17330.6	5406.4	9883.3	17014.9	26026.3
inc2010	6646.9	4528.2	-1435.7	7354.1	12144.6
inc2011	10309.1	7932.6	-566.5	9621.5	23648.1

4. 考察

イノシシは、捕獲数の年次変動が大きく、これらのデータを用いて個体数を推定する場合、捕獲率を左右する社会的要因や環境要因を考慮し、推定値を補正することが重要である。本稿では、環境要因として、ブナ科の堅果類の豊凶データを用いて、その影響の程度を定量化した結果、捕獲率は、豊凶指数の増加に伴い、減少することが示された。これらの結果だけでは、豊凶の変動とイノシシの行動の変化について、言及することは難しいが、少なくとも、イノシシの個体数の変動を推定する上で、豊凶指数はその精度向上に寄与していると考えられる。

また、イノシシは、平均して毎年4~5頭出産する上、妊娠率も高いため(Tsuji et al. 2012)、個体数の年内変動も年次変動も大きい可能性が高い。本論文では、増加率の年次変動を考慮し、年ごとの自然増加率を推定した結果、中央値と比較すると、その差は最大 80.0%の開きがあった。それぞれの年の個体数の推定値と、モデル内で想定される年内の最大個体数との差も大きく、年次変動と年内変動のいずれも大きいという結果となった。さらに、本種については、出産率が増加することにより死亡率が上がり、見かけ上の変動は少なくみえるといった補償作用が働いている可能性もある (Sandrock et al. 2010)。このように、本種の増加率は、資源による影響のほか、年によって異なることから、現在の所、個体数の予測は難しいと考えられる。

また、観測誤差の推定結果から、その誤差分布は、狩猟捕獲の係数が最も小さく、次いで、有害捕獲の係数と目撃効率の係数となっている。これは、現在のところ、本種の生息個体数は、目撃効率よりも捕獲数によって、より説明されていると言える。今後、推定の精度を向上させるためにも、捕獲とは独立した密度指標の開発が望まれる。

このように、本種においては、個体数の変動を予測することは困難であるものの、得られた推定結果から、個体数管理や資源管理上の方向性を示すことは可能である。上述したように、本種については、自然増加率に年次変動がみられ、それに伴い、増加個体数や生息個体数についても、年次変動がみられる。しかし、その変動の中で、個体数は、2002年から2010年までの期間は徐々に増加していったと判断できる。また、自然増加率の変動幅を考慮しても、現行の捕獲圧を継続する範囲では、短期的に絶滅の危機に陥る可能性は低いと言える。ただし、現在の推定値が捕獲数のデータに強く影響されることから、今度、データの蓄積と推定結果を更新し、順応的に管理を進めていくことが必要である。

謝辞

本研究の一部は、環境省の環境研究総合推進費 (D-1003) により実施された。

引用文献

上田剛平・加藤竜真・伊吾田宏正・澤田誠 2013 狩猟者のニホンイノシシ (*Sus scrofa*)

- leucomystax*) の捕獲数に影響する要因. 哺乳類科学 53(1): 17-29.
- 藤木大介・横山真弓・坂田宏志 2011 兵庫県内におけるブナ科樹木 3 種の堅果の豊凶とツキノワグマの餌資源としての評価. 「兵庫県におけるツキノワグマの保護管理の現状と課題」, 兵庫ワイルドライフモノグラフ 3 号, pp.39-49. 兵庫県森林動物研究センター.
- Geweke J 1992 Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments. In Bayesian Statistics 4 (Bernardo JM, Berger JO, Dawid AP, Smith AFM, eds), pp.169-193, Oxford Univ Press, Oxford.
- 環境省自然環境局生物多様性センター 2011 平成 22 年度自然環境保全基礎調査特定哺乳類生息状況調査及び調査体制構築検討業務報告書. 411pp.
- Kass RE, Carlin BP, Gelman A, Neal R 1998 Markov Chain Monte Carlo in Practice: A Roundtable Discussion. The American Statistician 52:93-100.
- 小寺祐二・神崎伸夫 2001 島根県石見地方におけるニホンイノシシの植生および栄養状態の季節的变化, 野生生物保護 6(2) : 109-117
- Roberts GO, Gelman A, Gilks WR 1997 Weak convergence and optimal scaling of random walk Metropolis algorithms. Annals of Applied Probability 7:110-120.
- 坂田宏志・岸本康誉・関香奈子 2012 イノシシの個体群動態の推定 (兵庫県本州部 2011 年), 兵庫ワイルドライフレポート 1 号, pp.44-55. 兵庫県森林動物研究センター.
- Sandercock BK, Nilsen EB, Broseth H, Pedersen HC 2010 Is hunting mortality additive or compensatory to natural mortality? Effects of experimental harvest on the survival and cause-specific mortality of willow ptarmigan. Journal of Animal Ecology 80:244-258.
- SAS Institute Inc. 2011 SAS/STAT® 9.3 User's Guide. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Tsuji T, Yokoyama M, Asano M, Suzuki M 2012 Estimation of the fertility rates of Japanese wild boars (*Sus scrofa leucomystax*) using fetuses and corpora albicans. Acta Theriologica 58: 315-323.